

INFLUENCE DE LA DISTANCE TECHNOLOGIQUE SUR LE COEFFICIENT DE LA LOI D'OKUN

Heterogeneity of the Okun's Law Coefficients across developed countries : Empirical evidence on nonlinear influence of the technological gap

JEAN-PHILLIPPE BOUSSEMARY¹

Université de Lille, CNRS, IÉSEG School of Management, France

jp.boussemary@ieseg.fr

ORCID : 0000-0001-7932-6940

WALTER BRIEC²

Université de Perpignan, France

ORCID : 0000-0001-8411-2146

ROGER PERMAN³

University of Strathclyde, Department of Economics, United Kingdom

ORCID : 0000-0002-6862-7462

CHRISTOPHE TAVERA⁴

Université de Rennes 1, Faculté des sciences économiques, France

ORCID : 0000-0002-3774-0892

Abstract : The magnitude of short run variations in unemployment induced by output shocks is influenced, inter alia, by a variety of supply-side characteristics of the economy in question. This paper argues that one important element of those characteristics is a country's 'distance' from the technological frontier. Using both, a panel interaction model and a panel threshold model, we show that the value of the coefficient linking short run variations in unemployment to output changes (often known as the Okun's Law Coefficient) is influenced by the technological distance of a country to the world efficiency frontier. Specifically, the larger the distance to the frontier, the larger the impact of real GDP move-

¹ UMR 9221 – LEM, F-59000 Lille, France.

² Via Domitia, 52 avenue Paul Alduy, 66860 Perpignan.

³ Duncan Wing, Room 5.10, 130 Rottenrow, Glasgow G4 OGE.

⁴ Université de Rennes, 7 place Hoche, 35065 Rennes.

ments on unemployment rate variations. Moreover, the magnitude of this impact is both considerable and exhibits wide variation between countries; decomposition of the total derivatives of unemployment with respect to GDP shows that the technology-induced share of this derivative is around 20% for Norway and Denmark countries (close to the frontier) and around 40% for Greece (which has the largest technological gap). Traditional growth enhancing demand side policies should thus go in hand with adequate supply side policies in order to stabilise or reduce the unemployment rate in technologically advanced countries.

Keywords : unemployment rate, Okun's Law, technological gap, labour hoarding, interaction model, threshold model.

Résumé : Nous utilisons deux techniques de modélisation complémentaires pour analyser l'influence de la distance technologique des pays sur la force de la relation entre les fluctuations de court terme de l'activité et celles du taux de chômage dans la Loi d'Okun. Il apparaît que le coefficient d'Okun est positivement corrélé avec la distance technologique des pays. Plus la distance technologique d'un pays par rapport à la frontière mondiale est grande, plus l'impact des variations de court terme du PIB sur les mouvements conjoncturels du taux de chômage est important. La décomposition de cet impact pour chaque pays de l'échantillon montre que l'effet de l'écart technologique sur corrélation entre les mouvements du PIB réel et de ceux du taux de chômage varie entre les différents pays. Cet effet est par exemple proche de 20% pour le Danemark et la Norvège mais plutôt de l'ordre de 40% pour la Grèce.

Mots-clés : taux de chômage, Loi d'Okun, frontière technologique, écart technologique, modèle d'interaction, modèle à seuil, politique macroéconomique.

JEL Classification : B22, E60, E32, E24, B23.

Introduction

A la suite de la mise en évidence par Arthur Okun (1962) dans les années 60s d'une corrélation négative de court terme entre l'output et le taux de chômage, de nombreux travaux ont examiné et ré examiné différents aspects de cette corrélation, généralement connue comme le Coefficient de la Loi d'Okun (CLO par la suite). Ces différents aspects du CLO concernent notamment sa valeur (Moosa, 1997 ; Freeman, 2001), sa variabilité entre les différents pays (Moosa, 1997 ; Lee, 2000 ; Freeman, 2001 ; IMF, 2010 ; Herwartz & Niebuhr, 2011 ; Ball, Leigh, & Loungani, 2012) ou entre les régions d'un pays particulier (Kaufman, 1988 ; Freeman, 2000 ; Villaverde & Maza, 2009), son degré de stabilité temporelle (Weber, 1995 ; Lee, 2000 ; Tavera & Perman, 2005) et ses caractéristiques en termes d'asymétrie et de non linéarité (Crespo-Cuaresma, 2003 ; Silvapulle, Moosa, & Silvapulle, 2004 ; Harris & Silverstone, 2001 ; Knotek, 2007). D'autres travaux ont essayé de raffiner l'analyse de la variabilité du CLO entre les pays en prenant en compte des

variables représentatives du degré de protection sociale, du montant des allocations chômage, de la part du travail temporaire (IMF, 2010), des institutions locales du marché du travail (Herwartz & Niebuhr, 2011) ou de la part du chômage des jeunes et du chômage de longue durée dans le taux de chômage total (Ball et al., 2012). Malgré la diversité et l'importance de ces travaux pour la compréhension de la Loi d'Okun il est important de souligner qu'une de leurs principales limitations est de ne pas fournir de tests statistiques quant à la significativité des variables additionnelles du modèle d'Okun (voir par exemple Adanu, 2005 ; Owyang, Sekhposyan, & Vermann, 2013 ; Ball et al., 2013) ou d'utiliser systématiquement une stratégie empirique en deux étapes qui revient à estimer préalablement la valeur du CLO pour différents pays puis à régresser dans un second temps, les CLO estimés sur un ensemble de variables de conditionnement (voir par exemple Guisinger, Hernández-Murillo, Owyang, & Sinclair, 2015). Bien que cette stratégie en deux étapes possède l'avantage de la simplicité, elle nécessite de faire l'hypothèse statistique que le CLO estimé dans la première étape converge systématiquement vers sa vraie valeur. Or les résidus de la régression effectuée dans la seconde étape de la procédure peuvent être logiquement supposés hétéroscédastiques puisque les variances des CLO estimées pour chaque pays séparément peuvent être hétérogènes. Or dans ce cas, les estimateurs des moindres carrés associés aux variables de conditionnement sont inefficaces.

La présent article se situe dans la veine des travaux précités et tente d'examiner la sensibilité du CLO aux caractéristiques de l'offre macroéconomique des pays et plus précisément au niveau du gap technologique de chaque pays par rapport à la frontière internationale en matière d'efficacité productive.

Par contre, contrairement aux travaux précédents, nous utilisons systématiquement une stratégie empirique en une seule étape consistant à estimer simultanément la valeur du CLO et les coefficients associés aux variables de conditionnement.

La littérature présente de nombreuses preuves empiriques du retard de certains pays par rapport aux Etats-Unis en matière d'adoption des avancées technologiques (voir par exemple Oliner & Sichel, 2000 ; Jorgenson & Stiroh, 2000 ; Van Ark, Inklaar, & McGuckin, 2002). Ce retard crée un écart technologique entre ces pays et le pays leader en matière de technologie et cet écart est généralement mesuré par l'écart de Productivité Totale des Facteurs entre ces pays et le pays leader. L'objectif de ce papier est d'évaluer le lien entre le niveau du gap technologique des différents pays et l'hétérogénéité des CLO entre les pays. En effet, l'utilisation d'une technologie productive est basée sur l'existence de compétences et de qualifications partiellement transférables entre les technologies. Les pays caractérisés par un large écart technologique par rapport à la frontière technologique mondiale ne peuvent qu'adopter progressivement les avancées techniques à travers un processus essentiellement d'imitation. Dans ce cas, le progrès technique incorporé au capital croît lentement de sorte que les salariés peuvent transférer une part importante

de leurs compétences et de leur savoir-faire lorsqu'ils changent d'employeur à la suite d'un licenciement.

Les couts en formation nécessaires pour adapter les compétences d'un nouvel employé à son niveau optimal sont alors relativement faibles de sorte que les incitations à conserver les employés en cas de réduction d'activité sont relativement limitées : l'emploi peut rapidement décroître en situation de réduction d'activité et augmenter rapidement en situation de reprise économique. Les fluctuations du taux de chômage autour de son niveau d'équilibre sont donc fortement corrélées avec les variations du PIB réel autour de son niveau potentiel.

A l'opposé, dans les pays caractérisés par un faible écart technologique, les firmes font fréquemment évoluer leur technologie productive essentiellement via un processus d'innovation. Le taux de croissance du progrès technique incorporé est alors élevé mais la transférabilité des capacités productives des employés entre les entreprises est partiellement limitée par les effets de génération du capital. Dans ce cas, les firmes ont intérêt à investir massivement dans la formation des salariés afin d'adapter leur degré de compétences aux exigences technologiques nouvelles. Ces coûts en formation étant élevés, on peut s'attendre à un effet de labour hoarding significatif en cas de réduction de l'activité. La corrélation entre les fluctuations du taux de chômage et de l'activité est alors plus faible dans ces pays leaders que dans les autres pays.

Ce travail est donc directement relié à plusieurs travaux récents qui montrent que la capacité d'absorption technologique peut distordre la relation entre la croissance du PIB et le chômage (Hoon & Ho, 2007 ; Vandenbussche, Aghion, & Meghir, 2006 ; Duernecker, 2008). De plus, nous utilisons un modèle dans lequel les différences internationales dans la capacité d'adoption technologique expliquent une part des divergences internationales du CLO. Une méthode non paramétrique est utilisée pour évaluer la distance technologique des différents pays par rapport à la frontière efficace. Nous estimons ensuite deux versions complémentaires d'un modèle non linéaire de la Loi d'Okun augmentée de cette variable de gap technologique. Les résultats empiriques montrent que la corrélation de court terme entre les mouvements de court terme du PIB réel et ceux du taux de chômage est positivement corrélée avec la distance technologique des différents pays par rapport à la frontière technologique mondiale.

Par la suite, la section 2 présente le modèle théorique sous-jacent alors que la Section 3 présente les méthodes empiriques retenues. Les résultats empiriques sont exposés dans la Section 4 et la Section 5 conclut.

1. Cadre théorique sous-jacent

La littérature présente deux versions distinctes de la Loi d'Okun : la version gap et la version en différence. La version gap peut être écrite sous la forme :

$$ug_t = \gamma \cdot yg_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où $ug_t = u_t - u_t^*$ est le gap du taux de chômage défini comme l'écart entre le taux de chômage actuel et le taux de chômage d'équilibre (u_t^*), $yg_t = y_t - y_t^*$ est le gap d'output défini comme l'écart entre le logarithme du niveau actuel de PIB et le logarithme du PIB potentiel (y_t^*), ε est un terme de résidu et γ (avec $\gamma < 0$) est le coefficient de la Loi d'Okun (CLO).

La version en différence première de la Loi d'Okun relie les variations du taux de chômage au taux de croissance du PIB et peut être écrite selon :

$$\Delta u_t = \alpha + \beta \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Si u_t^* et y_t^* sont constants dans l'équation (1), l'équation (2) peut être simplement écrite à partir de l'équation 1 avec un passage en différence première. Cependant, si u_t^* et y_t^* varient dans le temps, l'équation 2 conduit à des estimateurs biaisés du CLO. Comme suggéré par Ball et alii (2012), nous ne retiendrons que la version gap de la Loi d'Okun dans ce papier.

Afin d'examiner l'incidence du gap technologique sur le CLO, nous considérons que le monde peut être décomposé en deux groupes de pays. Le premier groupe est constitué des pays de type leaders technologique et qui sont relativement proche de la frontière technologique mondiale. Le second groupe est constitué des pays «suiveurs» qui sont très clairement situés en dessous de la frontière technologique mais qui ont la capacité de récupérer partiellement les avancées technologiques des pays leaders. Les avancées technologiques sont donc essentiellement induites par un processus d'innovation dans les pays leaders et par un processus d'imitations dans les pays «suiveurs».

Comme dans Acemoglu, Aghion et Zilibotti (2006), nous supposons que même si de nombreuses firmes sont engagées à la fois dans un processus d'innovation et d'imitation, c'est le dosage de ce mix innovations-imitations qui peut influencer l'impact des fluctuations du PIB sur les mouvements de courte période du taux de chômage et sur la taille du CLO. Plus précisément les firmes très nettement engagées dans un processus d'innovations emploient d'une part une large proportion de travailleurs qualifiés et spécialisés et d'autre part un stock de capital à haute teneur technologique (via un processus d'investissement en R&D) qui se comportent essentiellement comme des inputs complémentaires dans le processus productif. Les salaires payés aux employés à forte teneur en capital humain sont

donc considérés comme des investissements de long terme en capacité d'innovation, de sorte que le cout d'opportunité moyen des emplois n'augmente que marginalement pendant une phase de récession conjoncturelle. Le processus de *labour hoarding* devrait donc être relativement élevé dans ces pays leaders de sorte que le CLO pourrait être relativement faible (en valeurs absolue). A l'opposé, dans les pays «suiveurs» et situés en dessous de la frontière technologique mondiale, la croissance de la productivité est essentiellement induite par un processus d'imitation et de récupération technologique avec des emplois à teneur en capital humain plus faible que dans les pays leaders. Le travail et le capital humain sont de ce fait davantage substituables au capital. Le niveau du labour hoarding devrait donc être plus faible, ce qui correspond à un CLO plus élevé (en valeur absolue).

2. Modélisation économétrique

Nous retenons deux variantes non linéaires complémentaires de la version gap du modèle d'Okun.

La première modélisation est basée sur un développement de Taylor au second ordre du modèle d'Okun :

$$ug_{it} = \beta_1 yg_{it} + \beta_2 tg_{it} + \beta_3 yg_{it}^2 + \beta_4 tg_{it-k}^2 + \beta_5 (yg_{it} \cdot tg_{it-k}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

où tg_{it} est le gap technologique du pays i à la date t . L'influence de ce retard technologique peut se faire ressentir avec un décalage k sur la corrélation PIB-chômage. Le modèle (3) possède l'avantage d'être assez général pour englober différentes versions alternatives de modélisations non linéaires et est donc particulièrement adapté quand la forme non linéaire précise de la relation analysée est inconnue.

Avec ce type de modélisation l'impact total du gap conjoncturel d'activité sur le gap de chômage est simplement égal à la dérivée totale du gap de chômage par rapport au gap d'output :

$$\frac{\partial ug_{it}}{\partial yg_{it}} = \beta_1 + 2\beta_3 yg_{it} + \beta_5 tg_{it-k} \quad (4)$$

La somme des deux premiers termes correspond alors à la valeur « standard » du CLO mise en avant dans la littérature à l'aide de modélisations linéaires et peut être interprétée comme l'effet « autonome » du gap d'output sur le gap de chômage. Le troisième terme capture l'influence du gap technologique sur la sensibilité du taux de chômage aux fluctuations du PIB et peut être interprété comme l'effet indirect du gap d'output sur les variations du gap de chômage via l'influence du

gap technologique⁵. Pour chaque pays i , ces dérivées peuvent être évaluées à une date t quelconque et pour des valeurs particulières du gap de PIB et de la distance technologique.

La seconde modélisation non linéaire retenue correspond à une relation d'Okun avec seuil. Cette spécification est particulièrement adaptée si l'influence de la distance technologique sur la Loi d'Okun est significative au-delà d'un seuil particulier. Même si plusieurs auteurs ont déjà avancé l'idée que des effets de seuil peuvent être présents dans la Loi d'Okun, ces travaux retiennent uniquement l'état du gap de chômage et/ou l'état du gap d'output comme variable de seuil (voir i.e. Harris & Silverstone, 2001 ; Silvapulle et al., 2004 ; Knotek, 2007 ; Virèn, 2001 ; Malley & Molana, 2008). Le modèle de seuil retenu est ici écrit selon :

$$ug_{it} = \tau_1 yg_{it} \cdot I(tg_{it-k} \leq \pi) + \tau_2 yg_{it} \cdot I(tg_{it-k} > \pi) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

où π est la valeur de seuil pour la variable de gap technologique tg_{it-k} , $I(tg_{it-k} \leq \pi) = 1$ si $tg_{it-k} \leq \pi$ et 0 sinon, et $I(tg_{it-k} > \pi) = 1$ si $tg_{it-k} > \pi$ et 0 sinon.

Les tests de seuil sont effectués sur la base de l'équation (5) selon la procédure proposée par Hansen (1999) pour les modèles de panel non dynamiques. L'équation (5) est alors estimée pour un ensemble de valeurs de la variable de seuil π et la somme des carrés des résidus (SCR) est systématiquement calculée pour chaque estimation. Les valeurs de la SCR obtenues sont notées $S(\pi)$. L'estimateur des moindres carrés du seuil est finalement obtenu selon $\hat{\pi} = \frac{Argmin}{\pi} S_1(\pi)$. Hansen suggère d'utiliser une technique de bootstrap pour simuler la distribution asymptotique du test du rapport de $LR = (S_0 - S_1)/\hat{v}$ où est la SCR obtenue sous l'hypothèse nulle d'absence de seuil et \hat{v} est la variance résiduelle sous l'hypothèse alternative.

3. Données et résultats empiriques

Les données sont extraites de la base AMECO de la Commission Européenne et couvre vingt pays de l'OCDE : Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Norvège, Portugal, Espagne, Suède, Suisse, Royaume Uni, Etats-Unis. Les données sont annuelles et couvrent la période 1970-2015 (soit 920 observations pour chaque variable).

⁵ Ces deux composantes du coefficient de la Loi d'Okun peuvent être exprimées en part de l'effet total du gap d'output sur le gap de chômage selon $(\beta_1 + 2\beta_3 yg_{it})/(\beta_1 + 2\beta_3 yg_{it} + \beta_5 tg_{it-k})$ et $(\beta_5 tg_{it-k})/(\beta_1 + 2\beta_3 yg_{it} + \beta_5 tg_{it-k})$ respectivement. Dans ce cas ces parts sont interprétables en pourcentage du coefficient total de la Loi d'Okun.

La variable de distance par rapport à la frontière technologique est non observable pour les différents pays et pour les différentes années. Elle est ici calculée à partir de la procédure de Färe, Grosskopf, Norris et Zhang (1994) à l'aide d'une méthode de programmation on paramétrique. Il est ainsi possible de calculer une frontière d'efficacité mondiale en utilisant les données relatives aux inputs et à l'output de chaque pays dans sa fonction de production macroéconomique. Cette technique possède l'avantage de n'imposer que très peu de contraintes sur l'ensemble de production. Pour chaque période t , nous considérons un ensemble de production défini par $F_t = \{(x_t, y_t) \in R_+^{n+p} : x_t \text{ peut produire } y_t\}$, où y_t est un vecteur d'output de dimension p et x_t est un vecteur d'inputs de dimension n . L'ensemble F_t est supposé fermé et vérifie les hypothèses de disponibilité et de convexité fortes (Färe, Grosskopf, & Lovell, 1985).

Le gap technologique d'un pays (par rapport à la frontière mondiale) est mesuré par la fonction de distance d'output de Shephard :

$$D_t^o(x_t, y_t) = \min \left\{ \theta > 0 : \left(x_t, \frac{y_t}{\theta} \right) \in F_t \right\} \quad (7)$$

Et la variation temporelle du gap est calculée selon :

$$\Delta \hat{q}(t) = \frac{D_{t+1}^o(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_t^o(x_t, y_t)} \quad (8)$$

La variation du gap technologique entre deux périodes t et $t + 1$ est alors équivalente à la variation de l'indice d'efficacité technique ($\Delta \hat{q}$).

Enfin l'estimation de la version gap de la Loi d'Okun nécessite le calcul préalable du niveau d'équilibre (ou potentiel) du PIB réel et le niveau d'équilibre (ou naturel) du taux de chômage pour chaque pays. Etant donné que la littérature économique propose une diversité de techniques de calcul de ces niveaux inobservables des variables d'activité et de chômage, retenons ici deux méthodes complémentaires d'évaluation de ces niveaux d'équilibre : un filtre d'Hodrick et Prescott et un trend quadratique. L'utilisation de deux méthodes permet en effet d'évaluer le degré de stabilité des résultats empiriques par rapport à la stratégie de mesure de ces niveaux d'équilibre du PIB et du taux de chômage.

La figure 1 présente les diagrammes croisés du gap de taux de chômage sur l'axe vertical et du gap d'output sur l'axe horizontal avec les deux techniques alternatives d'évaluation du niveau d'équilibre du PIB et du taux de chômage.

Il apparait clairement que la corrélation négative suggérée par Okun entre ces deux variables est clairement présente avec les deux mesures alternatives des niveaux d'équilibre du PIB et du taux de chômage. Le tableau 1 complète cette représentation graphique en présentant les coefficients estimés de la Loi d'Okun avec ces

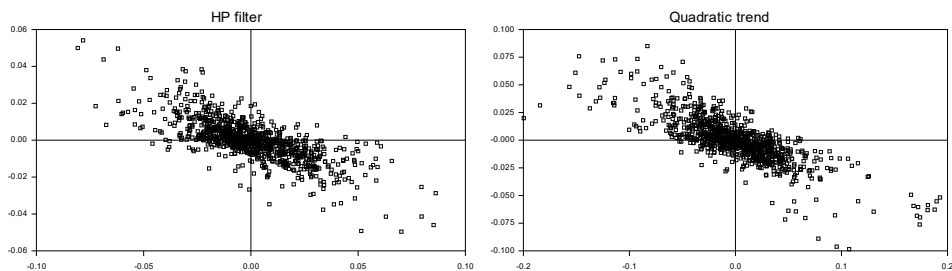


Figure 1. Corrélation du gap d'output et du gap de chômage

Tableau 1. Estimation préliminaire de l'équation d'Okun sur données de panel^(a)

Méthode de filtrage et d'estimation	P values associées avec les tests		$\hat{\beta}_1^{(b)}$	R^2
	effets fixes individuels	effets fixes temporels		
MCO avec effets fixes				
Filtre HP	1,000	0,000*	-0,353 (-24,85)*	0,601
Trend quadratique	0,999	0,000*	-0,349 (-29,84)*	0,647
Quasi differences				
Filtre HP	1,000	0,002*	-0,323 (-26,51)*	0,432
Trend quadratique	0,998	0,000*	-0,456 (-27,75)*	0,456

(a): L'équation estimé est $ug_{it} = \beta \cdot yg_{it} + \rho_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$, (b): t-statistiques indiquées entre parenthèses.

* significative au seuil de 5%.

deux mesures. Les modèles sont estimés par la méthode Moindres Carrés avec effets fixes temporels et individuels et par la méthode des estimateurs en quasi-différence qui permet de corriger une éventuelle auto corrélation des résidus d'ordre 1. Cette technique d'estimation permet de tenir compte d'un éventuel effet d'ajustement progressif du gap de chômage à la suite d'une variation du gap d'output (Greene, 2012).

Les deux techniques d'estimation conduisent à des corrélations négatives et significatives entre le gap d'output et le gap de taux de chômage, conformément à la Loi d'Okun. D'autre part les valeurs estimées des coefficients sont conformes aux valeurs généralement retenues dans la littérature (voir i.e. Freeman, 2001). Les colonnes 2 et 3 du tableau 1 montrent de plus que si l'hypothèse nulle d'absence d'effets fixes individuels (donc ici d'effets pays) n'est pas rejetée par les données au seuil usuel de 5%, l'hypothèse nulle d'absence d'effets fixes temporels est systématiquement rejetée. L'omission d'effets fixes temporels peut donc biaiser les estimateurs de la Loi d'Okun dans ce jeu de données. L'absence d'effets fixes individuels

peut être expliquée par le fait que la mesure du taux de chômage d'équilibre et du niveau d'output est calculé séparément pour chaque pays. Ces valeurs d'équilibre sont donc directement dépendantes des structures particulières de chaque pays sur le marché des biens et le marché du travail (degré de centralisation des négociations salariales, mobilité du travail, etc.). Les effets fixes de pays deviennent donc dans ce cas non significatif. Sur la base de ces résultats empiriques préliminaires, les modèles suivants seront systématiquement estimés avec des effets fixes temporels mais sans effets fixes individuels.

3.1. Le modèle d'Okun avec interactions

Le modèle d'Okun avec effets d'interaction (équation 3) est estimé avec la méthode des Moindres Carrés et avec la technique des Quasi Différences. Dans chaque cas, la sélection des variables finalement retenues est effectuée à l'aide d'une procédure séquentielle de type stepwise (au seuil de 5%).

Les coefficients d'Okun du premier ordre sont toujours négatifs et significatifs. Les valeurs estimées varient à la marge avec les différentes techniques de filtrage mais elles restent très proches de la valeur du coefficient d'Okun de 0,3. L'effet quadratique du gap d'output n'est significatif qu'avec le filtre de Hodrick-Precott et les coefficients associés sont systématiquement positifs. Cet effet du second ordre entre donc dans la Loi d'Okun en modérant l'effet du premier ordre des variations de l'activité sur les variations du taux de chômage. Les variations importantes d'activité entraînent donc des variations de court terme du taux de chômage moins importantes que celles qui sont évaluées avec une Loi d'Okun linéaire. La significativité des effets du premier ordre et du deuxième ordre du gap technologique dépend également de la nature du processus de filtrage retenu. Néanmoins, les coefficients significatifs sont toujours négatifs. Il est finalement important de noter que les coefficients associés aux effets d'interaction du gap technologique et du gap d'output sont toujours négatifs et significatifs au seuil usuel de 5%. De plus, ce résultat est invariant avec la technique de filtrage choisie et avec la technique d'estimation retenue. Ces estimateurs suggèrent donc que l'impact du gap d'output sur les variations du taux de chômage sont plus importants dans les pays où la distance technologique par rapport à la frontière efficace est importante. Les pays situés le plus loin de l'efficacité technique mondiale sont donc ceux dans lesquels les variations de l'output se répercutent le plus fortement sur les variations de court terme du taux de chômage. Les résultats contenus dans les tableaux 2a et 2b permettent d'évaluer la dérivée totale de la variation du taux de chômage par rapport à la variation du gap de PIB (voir équation 4) et de différencier les contributions de l'effet autonome du gap d'output des effets induits par le gap technologique.

Tableau 2a. Estimation du modèle d'Okun avec effet d'interaction par une méthode de type MCO avec effets fixes temporels

	Estimations après application d'une procédure stepwise à 5% ^(a)			
	filtre HP		trend quadratique	
	(k = 0)	(k = 1)	(k = 0)	(k = 1)
Regressors				
yg_{it}	-0,331 (-22,13)	-0,336 (-22,06)	-0,326 (-25,74)	-0,329 (-25,78)
tg_{it}				
yg_{it}^2	0,578 (2,04)	0,634 (2,10)		
tg_{it}^2	-0,011 (-2,05)		-0,023 (-2,38)	
$(yg_{it} \cdot tg_{it})$	-0,317 (-4,66)	-0,292 (-4,32)	-0,268 (-4,93)	-0,239 (-4,46)
p-value F test ^(b)	0,000	0,000	0,001	0,001
R ² (%)	63,21	63,22	67,48	67,76

(a) t-statistiques entre parenthèses.

(b) : test en F de l'hypothèse nulle $H_0 : (\beta_3, \beta_4, \beta_5) = (0, 0, 0)$.**Tableau 2b. Estimation du modèle d'Okun avec effet d'interaction par une méthode de type quasi-differences**

	Estimations après application d'une procédure stepwise à 5% ^(a)			
	filtre HP		trend quadratique	
	(k = 0)	(k = 1)	(k = 0)	(k = 1)
Regressors				
yg_{it}	-0,269 (-16,88)	-0,273 (-16,94)	-0,259 (-17,53)	-0,263 (-17,46)
tg_{it}			-0,016 (-2,29)	-0,016 (-2,26)
yg_{it}^2	1,005 (3,35)	1,097 (3,59)		
tg_{it}^2	-0,019 (-2,00)	-0,020 (-2,13)	-0,048 (-2,51)	-0,047 (-2,45)
$(yg_{it} \cdot tg_{it})$	-0,244 (-3,20)	-0,272 (-3,55)	-0,318 (-4,74)	-0,321 (-4,74)
p-value F test ^(b)	0,002	0,001	0,000	0,002
R ² (%)	54,60	55,11	55,85	56,13

(a) t-statistiques entre parenthèses.

(b) : test en F de l'hypothèse nulle $H_0 : (\beta_3, \beta_4, \beta_5) = (0, 0, 0)$.

Le tableau 3 indique pour chaque pays, la distance technologique évaluée par rapport à la frontière mondiale, la dérivée totale de la variation du taux de chômage par rapport au gap d'output et les parts de l'effet autonome et de l'effet induit par la gap technologique dans cette dérivée totale.

Les calculs sont effectués avec les données de gap obtenues à l'aide du filtre de Hodrick-Precott (les résultats obtenus avec le filtre quadratique sont présentés en

Tableau 3. Dérivées totales, effets autonomes et effets induits par la distance technologique

Pays*	Dist. Tech. moy.	Filtre HP, estimateur MCO			Filtre HP, estimateur Quasi Differences		
		dérivée totale ^(a) (gap < 0 ; gap = 0 ; gap > 0)	effet autonome ratio ^(b) (%)	effet induit ratio ^(c) (%)	dérivée totale ^(a) (gap < 0 ; gap = 0 ; gap > 0)	effet autonome ratio ^(b) (%)	effet induit ratio ^(c) (%)
Grèce	0,676	(-0,58 ; -0,55 ; -0,51)	60,0	40,0	(-0,49 ; -0,43 ; -0,37)	62,00	38,00
Suède	0,560	(-0,53 ; -0,51 ; -0,49)	64,0	36,0	(-0,44 ; -0,41 ; -0,37)	66,00	34,00
Espagne	0,480	(-0,51 ; -0,48 ; -0,46)	68,0	32,0	(-0,43 ; -0,39 ; -0,34)	70,00	30,00
Autriche	0,467	(-0,49 ; -0,48 ; -0,46)	68,0	32,0	(-0,40 ; -0,38 ; -0,35)	70,00	30,00
Italie	0,432	(-0,48 ; -0,47 ; -0,45)	70,0	30,0	(-0,40 ; -0,37 ; -0,34)	72,00	28,00
Suisse	0,419	(-0,48 ; -0,46 ; -0,44)	71,0	29,0	(-0,40 ; -0,37 ; -0,33)	72,00	28,00
France	0,414	(-0,48 ; -0,46 ; -0,45)	71,0	29,0	(-0,40 ; -0,37 ; -0,34)	73,00	27,00
Pays-Bas	0,406	(-0,48 ; -0,46 ; -0,44)	71,0	29,0	(-0,40 ; -0,37 ; -0,33)	73,00	27,00
Allemagne	0,402	(-0,48 ; -0,46 ; -0,44)	72,0	28,0	(-0,40 ; -0,37 ; -0,34)	73,00	27,00
Finlande	0,369	(-0,48 ; -0,45 ; -0,42)	73,0	27,0	(-0,41 ; -0,36 ; -0,31)	75,00	25,00
Australie	0,361	(-0,46 ; -0,45 ; -0,44)	74,0	26,0	(-0,37 ; -0,36 ; -0,34)	75,00	25,00
U.K.	0,359	(-0,46 ; -0,44 ; -0,42)	74,0	26,0	(-0,39 ; -0,36 ; -0,31)	75,00	25,00
Portugal	0,344	(-0,47 ; -0,44 ; -0,41)	75,0	25,0	(-0,40 ; -0,35 ; -0,3)	76,00	24,00
Canada	0,333	(-0,46 ; -0,44 ; -0,42)	75,0	25,0	(-0,39 ; -0,35 ; -0,32)	77,00	23,00
Irlande	0,320	(-0,46 ; -0,43 ; -0,40)	76,0	24,0	(-0,40 ; -0,35 ; -0,29)	77,00	23,00
Japon	0,320	(-0,45 ; -0,43 ; -0,41)	76,0	24,0	(-0,37 ; -0,35 ; -0,31)	78,00	22,00
Benelux	0,309	(-0,44 ; -0,43 ; -0,41)	77,0	23,0	(-0,37 ; -0,34 ; -0,32)	78,00	22,00
Danemark	0,291	(-0,44 ; -0,42 ; -0,40)	78,0	22,0	(-0,37 ; -0,34 ; -0,31)	79,00	21,00
Norvège	0,283	(-0,44 ; -0,42 ; -0,41)	78,0	22,0	(-0,37 ; -0,34 ; -0,31)	80,00	20,00
U.S.A.	0,000	(-0,35 ; -0,33 ; -0,31)	100,0	0,0	(-0,30 ; -0,27 ; -0,24)	100,00	0,00

* les pays sont classés dans l'ordre décroissant de leur distance technologique.

(a) : la dérivée totale est calculée à partir de l'équation (3) selon : $\partial ug / \partial yg_i = \beta_1 + 2\beta_2 yg_i + \beta_3 tg_i$. Les nombres entre parenthèses indiquent les dérivées totales calculées pour un niveau de gap de PIB égal à la valeur moyenne des gaps négatifs (gap < 0), égal à zéro (gap = 0) et égal à la valeur moyenne des gaps positifs (gap > 0) respectivement.
(b) : le ratio des effets autonomes est calculé à partir de l'équation (3) selon : $(\beta_1 + 2\beta_2 yg_i) / (\partial ug / \partial yg_i)$. (c) : le ratio des induits par la distance technologique sont calculés à partir de l'équation (3) selon $(\beta_3 tg_i) / (\partial ug / \partial yg_i)$. Les effets autonomes et induits par le gap technologique sont présentés pour le cas d'un gap de PIB égal à zéro.

Annexe). De plus, étant donné que les coefficients estimés avec $k = 0$ et avec $k = 1$ ne varient que très marginalement, quelle que soit la technique d'estimation, les calculs ne sont ici effectués que pour le cas $k = 0$. Pour chaque pays, la dérivée totale indique l'effet d'impact total d'une variation du gap de PIB sur le gap de taux de chômage. Étant donné que le coefficient associé à l'effet quadratique du gap d'output est significatif dans l'équation (3), la valeur calculée de la dérivée dépend du niveau retenu pour le gap d'output (équation 4). Afin d'évaluer la sensibilité de cette dérivée totale par rapport à la valeur retenue pour le gap d'output, le tableau 3 contient la valeur de la dérivée totale évaluée avec trois valeurs distinctes du gap d'output : i) la moyenne des valeurs négatives du gap d'output (périodes de récession conjoncturelles) ii) un gap d'output nul (périodes où l'output est égal à son niveau potentiel) et iii) la moyenne des valeurs positives du gap d'output (période d'expansions conjoncturelle).

La première colonne du tableau 3 contient la valeur de la distance technologique de chaque pays par rapport à la frontière efficace. Les pays sont classés dans l'ordre décroissant du gap technologique. Pour faciliter la lecture, ces distances sont normalisées par rapport aux États-Unis qui est le leader technologique mondial dans cet échantillon. Cette normalisation est effectuée de manière à ce que la distance technologique des États-Unis soit égale à zéro puisque ce pays apparaît être ici le pays représentant la frontière technologique mondiale. Plusieurs pays du Nord de l'Europe, le Japon et l'Irlande affichent des gaps technologiques proches de 30% et sont donc relativement proches de cette frontière mondiale en matière d'efficience productive macroéconomique. Dans notre échantillon, la Grèce apparaît comme le pays affichant le plus grand gap technologique : sa productivité totale des facteurs devrait en effet augmenter de 67,8% pour pouvoir rejoindre la frontière efficiente mondiale. La seconde et la cinquième colonne du tableau 3 contiennent les valeurs calculées de la dérivée totale du gap de chômage par rapport au gap de PIB (et calculées pour les trois valeurs du gap d'output précisées précédemment) : la colonne 2 présente les résultats obtenus avec l'estimateur de type MCO et la colonne 5 présente les résultats obtenus avec l'estimateur des quasi différences. Il apparaît très clairement que cette dérivée totale est plus grande (en valeur absolue) dans les pays situés loin de la frontière technologique que dans les pays proches de la frontière. La Grèce, par exemple qui a la plus grande distance technologique affiche également la plus grande sensibilité des variations du taux de chômage aux variations de court terme du PIB. Par contre, cette sensibilité est nettement plus petite dans les pays tels que le Danemark ou la Norvège qui sont proches de la frontière efficiente. A fortiori, les États-Unis étant sur la frontière technologique ont pour leur part la plus faible dérivée. La décomposition de cette dérivée totale en un effet autonome du PIB et un effet induit par la frontière technologique est présentée dans les colonnes 3 (pour les estimateurs de type OLS) et 4 (pour les estimateurs du type Quasi Différences) du tableau 3. Ces décompositions mettent

en évidence plusieurs résultats importants. Tout d'abord, plus un pays est éloigné de la frontière technologique mondiale, plus la contribution de l'interaction des fluctuations du PIB et de la distance technologique sur les mouvements du taux de chômage est importante. Cette contribution est par exemple proche de 20% pour des pays proches de la frontière tels que la Norvège ou les Pays-Bas alors qu'elle est plutôt de l'ordre de 40% en Grèce où le gap technologique est particulièrement grand. Dans le cas des USA, cette contribution de l'interaction des fluctuations du PIB et de la distance technologique sur les mouvements du taux de chômage est par définition égale à zéro pour une dérivée totale comprise entre $-0,31$ et $-0,35$ avec l'estimateur de type OLS et entre $-0,24$ et $-0,230$ avec l'estimateur des Quasi différences. Notons que ces valeurs sont proches de celles généralement reportées dans la littérature pour le coefficient d'Okun dans le cas des Etats-Unis.

Deuxièmement, la contribution de l'effet autonome des variations du PIB sur les variations du taux de chômage oscille entre 60% et 100% avec des estimateurs de type OLS et entre 73% et 100% avec des estimateurs de type Quasi différences. D'autre part cet effet autonome est clairement plus important dans les pays proches de la frontière technologique. Avec les valeurs estimées de cet effet autonome, il est possible de simuler ce que serait la valeur du coefficient d'Okun dans les différents pays s'ils étaient, comme les Etats-Unis, sur la frontière technologique. Pour effectuer cette simulation, il suffit pour cela de calculer le produit de la part de l'effet autonome et de la dérivée totale du gap de chômage par rapport au gap d'output. Il apparaît alors que le coefficient d'Okun serait systématiquement proche de $-0,3$ dans les différents pays. L'estimation d'équations d'Okun linéaire ne faisant intervenir que le gap d'output et le gap de chômage conduit donc visiblement à des estimateurs biaisés du coefficient d'Okun du fait de l'omission de l'influence de la distance technologique. De plus ces résultats peuvent permettre de comprendre pourquoi le coefficient apparaît très souvent instable à la fois dans le temps et au cours du cycle d'activité conjoncturelle (voir i.e. Crespo-Cuaresma, 2003 ou Huang & Lin, 2008). Nos résultats montrent que cette instabilité peut être vraisemblablement expliquée par le fait que l'effet des variations du PIB sur les mouvements du taux de chômage sont le résultat net de l'effet autonome et de l'effet indirect induit par la distance technologique du pays. Etant donné que la distance technologique évolue dans le temps avec les variations des investissements privés et publics et avec les variations de la capacité d'innovation du pays leader, cet effet indirect peut varier dans le temps et entraîner des augmentations ou des réductions du coefficient d'Okun agrégé. D'autre part, cet effet indirect étant variable entre les pays, son absence dans le modèle d'évaluation de la Loi d'Okun peut entraîner une hétérogénéité des coefficients d'Okun entre les pays. Il est finalement important de noter que l'effet autonome des fluctuations du gap d'activité reste parfaitement interprétable en termes de variations de court terme de la demande de travail à la suite des variations du PIB autour de son niveau potentiel. Par contre, l'effet non

linéaire qui transite par l'interaction des variations du gap d'output et des variations du gap technologique s'apparente davantage comme un effet d'offre induit par le coût relatif des avancées technologiques par innovation ou par imitation. Alors que la théorie macroéconomique suggère généralement que les variations de la Productivité Totale des facteurs n'affecte significativement le marché du travail que dans le long terme, cette version non linéaire la Loi d'Okun montre que de effets significatifs de la PTF sur le marché du travail apparaissent également sur un horizon de courte période.

3.2. Le modèle d'Okun non linéaire avec effets de seuil

Afin d'évaluer la sensibilité de nos résultats aux caractéristiques du modèle estimé, nous réestimons ici l'effet de la distance technologique sur le coefficient d'Okun à l'aide d'un modèle non linéaire à seuil. Nous supposons pour cela que la Loi d'Okun peut varier selon la valeur de la distance technologique d'un pays par rapport à un seuil inconnu mais qu'il est possible d'estimer. Nous utilisons pour cela la procédure suggérée par Hansen pour rechercher des effets de seuils dans un modèle linéaire sur données de panel. Le test est effectué de manière à tester la présence d'un effet de seuil contre l'hypothèse nulle d'une absence d'effet de seuil. De plus, le test est effectué en retenant comme variable de seuil la valeur contemporaine de la distance technologique et la valeur décalée d'une année de cette distance. Enfin, les p -values des tests sont calculées par une technique de bootstrap basée sur 10 000 réplifications. Les résultats empiriques sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4. Test de seuil sur la relation d'Okun

	Filtre HP	Trend quadratique
H0 : pas de seuil – F test (P value)	41,459 (0,057)**	62,604 (0,063)*
Valeurs du seuil :		
Observations par régime : (n_1 ; n_2)	$\hat{\pi} = (851 ; 69)$	$\hat{\pi} = (811 ; 109)$
$\hat{\tau}_1$ (t -statistic)	-0,353 (-21,02)*	-0,322 (-25,65)**
$\hat{\tau}_2$ (t -statistic)	-0,521 (-17,60)*	-0,460 (-21,97)**
H0 : Egalité des τ_i s – Test en F (p -value)	27,759 (0,000)*	37,33 (0,000)*

$\hat{\pi}$ est la valeur estimée du seuil. n_1 et n_2 sont les nombres d'observations dans chaque régime.

* et ** indiquent des niveaux de significativité à 5 et 10%, respectivement.

Les test statistiques et les p -values associées montrent que l'absence d'effets de seuil est systématiquement rejetée au seuil de 10% avec les deux techniques de filtrage (filtre Hodrick-Precott et filtre quadratique) pour évaluer l'output gap

et le chômage conjoncturel. Les paramètres de la Loi d'Okun linéaire sont donc variables selon la position de la distance technologique par rapport à une valeur seuil. Avant de commenter les valeurs estimées des coefficients du modèle, il est important de noter que les résultats sont très proches avec les deux techniques de filtrage. La valeur estimée pour le seuil de distance technologique est égale à 0,59 avec le filtre d'Hodrick-Prescott et 0,56 avec le trend quadratique. Les valeurs estimées des coefficients d'Okun pour chaque régime sont également relativement proches quelle que soit la méthode de filtrage. Ces valeurs estimées montrent systématiquement que la valeur absolue du coefficient d'Okun est plus élevée lorsque la distance technologique est grande.

A partir de l'équation (5), les relations d'Okun estimées peuvent être présentées comme suit :

- Utilisation du Filtre Hodrick-Prescott :

$$ug_{it} = -0,353yg_{it} \cdot I(tg_{it} \leq 0,598) - 0,521yg_{it} \cdot I(tg_{it} > 0,598)$$

- Utilisation d'un trend quadratique :

$$ug_{it} = -0,322yg_{it} \cdot I(tg_{it} \leq 0,564) - 0,460yg_{it} \cdot I(tg_{it} > 0,564)$$

L'interprétation de ces résultats quant aux effets des variations d'activité conjoncturelle sur les mouvements du taux de chômage sont alors claires : à la suite d'une augmentation du PIB conjoncturel de 1%, le taux de chômage conjoncturel diminue de -0,35 points de pourcentage (avec un filtrage de type HP et de -0,32 points de pourcentage avec un filtrage quadratique) dans les pays où la distance technologique est inférieure à 0,598 (avec un filtrage de type HP et de 0,56 avec un filtrage quadratique) et de -0,52 points de pourcentage (avec un filtrage de type HP et de -0,46 points de pourcentage avec un filtrage quadratique) pour les pays caractérisés par une distance technologique plus importante.

D'autre part, les valeurs estimées du coefficient d'Okun en fonction du seuil de distance technologique sont qualitativement proches des résultats fournis par le modèle non linéaire avec interactions. Par exemple dans le cas du filtre de type HP, le coefficient d'Okun pour une distance technologique supérieure à 60% est de l'ordre de -0,55 avec la modélisation non linéaire et de l'ordre de -0,52 avec le modèle à seuil.

Cette homogénéité des résultats empiriques obtenus avec les deux types de modélisation semble confirmer que le coefficient d'Okun dépend des caractéristiques de l'offre des différents pays et notamment de leur distance technologique. Ce résultat peut être expliqué en termes de labour hoarding et de propension des entreprises à amortir les effets des fluctuations de court terme de l'activité sur l'emploi en conservant un volume d'emploi plus important que son niveau

optimal en période de récession conjoncturelle et en n'augmentant pas l'emploi jusqu'à son niveau optimal en période de croissance conjoncturelle. En effet, les entreprises anticipant en partie les fluctuations conjoncturelles à venir de l'activité, la théorie du labour hoarding suggère que celles-ci préfèrent conserver un niveau d'emploi supérieur à l'emploi optimal en période de récession conjoncturelle et détenir un emploi inférieur à l'emploi optimale en période de croissance conjoncturelle. Les cycles conjoncturels étant généralement alternés, en période de récession, le fait de détenir un niveau d'emploi supérieur à l'emploi strictement optimal permet d'ajuster facilement et rapidement l'output à la hausse lorsque l'activité redémarrera. Symétriquement, en période d'augmentation de l'activité, l'emploi peut être maintenu à un niveau inférieur à son niveau strictement optimal de manière à ne pas avoir à réduire fortement le niveau d'emploi lorsque la conjoncture se retournera. Ces décisions sont en fait basées sur le fait que l'ajustement du stock d'emploi s'accompagne de coûts d'ajustement relativement importants qui freinent l'ajustement effectif du nombre d'employés le long du cycle des affaires.

Nos résultats empiriques montrent qu'une part non négligeable des coûts d'ajustement de l'emploi est associée aux coûts en formation de la main d'œuvre qui sont spécifiques à chaque firme. Le stock de capital humain spécifique à une firme influence en effet uniquement la productivité marginale de cette firme. D'un autre côté, pour les firmes utilisant une large part de capital humain spécifique, les coûts en formation de capital humain spécifique sont irréversibles en cas de licenciement de personnels spécialisés. Le stock de labor hoarding doit donc être plus important dans ces firmes que dans celles utilisant un capital humain général et n'exigeant pas des coûts de formations spécifiques élevés. Or, les firmes utilisant massivement du capital humain spécifique et coûteux en formation sont majoritairement localisées dans les pays proches de la frontière technologique et engagées dans un processus d'innovation nécessitant une force de travail à haute teneur en compétences techniques spécifiques. À l'opposé, les firmes utilisant davantage du capital humain général sont majoritairement localisées dans les pays éloignés de la frontière technologique et développant davantage un processus d'imitation et de récupération des innovations technologiques des pays leaders. Le coefficient d'Okun devrait donc être plus important (en valeur absolue) dans les pays éloignés de la frontière technologique que dans les pays situés sous cette frontière. Ces résultats sont de plus cohérents avec ceux de Huang et Lin (2008) qui montrent que le trade-off chômage-activité est négativement relié au trend de croissance de la productivité.

Conclusion

Nous revisitons la Loi d'Okun en prenant explicitement en compte l'influence de la distance technologique de chaque pays par rapport à la frontière d'efficacité mondiale sur la valeur du coefficient d'Okun. L'estimation de deux versions non linéaires complémentaires du modèle d'Okun permet de montrer que les effets de répercussion des variations du PIB conjoncturel sur les fluctuations du taux de chômage conjoncturel sont plus forts (en valeur absolue) dans les pays situés loin de la frontière technologique mondiale. Ce résultat empirique peut contribuer à expliquer l'instabilité constatée du coefficient d'Okun dans le temps et au cours du cycle conjoncturel par de nombreuses études empiriques. De plus, ces résultats permettent de préciser l'influence des caractéristiques du secteur productif et du côté offre de l'économie sur la valeur du coefficient d'Okun alors que celui-ci est généralement considéré comme le résultat des fluctuations du PIB conjoncturel induites par les mouvements de la demande agrégée. En effet, les pays proches de la frontière efficace sont caractérisés par une forte densité de firmes innovatrices utilisant un niveau important de capital humain spécifique à leur processus productif et pour lesquelles les coûts en formation de la main d'œuvre sont élevés en cas d'emploi et largement irréversibles en cas de licenciement. De ce fait, ces entreprises n'adaptent que peu leur niveau d'emploi à leur niveau optimal de court terme à la suite des fluctuations conjoncturelles de l'activité. Ces firmes ont donc massivement recours à un processus de labour hoarding qui correspond à un coefficient d'Okun relativement faible (en valeur absolue). À l'opposé, les pays éloignés de la frontière efficace et qui sont plus largement engagés dans un processus de récupération des innovations par imitation ont clairement moins recours à un capital humain spécifique. Les coûts en formation de la main d'œuvre sont donc moindres en cas d'emploi et moins irréversibles en cas de licenciement. Le coefficient d'Okun est de ce fait relativement plus élevé (en valeur absolue) dans ces pays où les variations de l'emploi conjoncturel sont davantage corrélées aux variations de court terme du PIB. Enfin, cette influence de la distance à la frontière efficiente peut contribuer à expliquer la variance des estimateurs du coefficient d'Okun entre les pays dans la littérature.

Annexe : dérivées totales, ratios des effets autonomes et des effets induits par la distance technologique calculés avec une méthode de type Quasi Différences

Tableau A : Dérivées totales, effets autonomes et effets induits par la distance technologique

Pays*	Dist. Tech. moy.	Trend quadratique, estimateur MCO			Trend quadratique, estimateur Quasi Différences		
		dérivée totale ^(a) (gap = 0)	effet autonome ratio ^(b) (%)	effet induit ratio ^(c) (%)	dérivée totale ^(a) (gap = 0)	effet autonome ratio ^(b) (%)	effet induit ratio ^(c) (%)
Grèce	0,676	-0,507	64,30	35,70	-0,474	54,60	45,40
Suède	0,560	-0,476	68,50	31,50	-0,437	59,30	40,70
Espagne	0,480	-0,455	71,70	28,30	-0,412	62,90	37,10
Autriche	0,467	-0,451	72,30	27,70	-0,407	63,60	36,40
Italie	0,432	-0,442	73,80	26,20	-0,396	65,40	34,60
Suisse	0,419	-0,438	74,40	25,60	-0,392	66,00	34,00
France	0,414	-0,437	74,60	25,40	-0,391	66,30	33,70
Pays-Bas	0,406	-0,435	75,00	25,00	-0,388	66,70	33,30
Allemagne	0,402	-0,434	75,20	24,80	-0,387	67,00	33,00

Finlande	0,369	-0,425	76,70	23,30	-0,376	68,80	31,20
Australie	0,361	-0,423	77,10	22,90	-0,374	69,30	30,70
Royaume Uni	0,359	-0,422	77,20	22,80	-0,373	69,40	30,60
Portugal	0,344	-0,418	77,90	22,10	-0,369	70,30	29,70
Canada	0,333	-0,415	78,50	21,50	-0,365	71,00	29,00
Irlande	0,320	-0,412	79,20	20,80	-0,361	71,80	28,20
Japon	0,320	-0,412	79,20	20,80	-0,361	71,80	28,20
Benelux	0,309	-0,409	79,80	20,20	-0,357	72,50	27,50
Danemark	0,291	-0,404	80,70	19,30	-0,352	73,70	26,30
Norvège	0,283	-0,402	81,10	18,90	-0,349	74,20	25,80
U.S.A.	0,000	-0,326	100,00	0,00	-0,259	100,00	0,00

* les pays sont classés dans l'ordre décroissant de leur distance technologique.

(a) : la dérivée totale est calculée à partir de l'équation 3 selon : $\partial ug_i / \partial y g_i = \beta_1 + 2\beta_3 y g_i + \beta_5 t g_i$. Les nombres entre parenthèses indiquent les dérivées totales calculées pour un niveau de gap de PIB égal à la valeur moyenne des gaps négatifs (gap < 0), égal à zéro (gap = 0) et égal à la valeur moyenne des gaps positifs (gap > 0) respectivement.

(b) : le ratio des effets autonomes est calculé à partir de l'équation 3 selon : $(\beta_1 + 2\beta_3 y g_i) / (\partial ug_i / \partial y g_i)$.

(c) : le ratio des induits par la distance technologique sont calculés à partir de l'équation 3 selon $(\beta_5 t g_i / (\partial ug_i / \partial y g_i))$.

Les effets autonomes et induits par le gap technologique sont présentés pour le cas d'un gap de PIB égal à zéro.

References

- Acemoglu, D., Aghion, P., & Zilibotti, F. (2006). Distance to frontier, selection, and economic growth. *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 37-74.
- Adanu, K. (2005). A cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada. *Applied Economics*, 37(5), 561-570.
- Ball, L., Leigh, D., & Loungani, P. (2012, 8-9 novembre). *Okun's Law: Fit at 50?*. 13th Jacques Polak Annual Research Conference.
- Ball L., Leigh, D., & Loungani, P. (2013, janvier). *Okun's Law: Fit at 50?*. (IMF Working Paper, IMF Research Department).
- Crespo-Cuaresma, J. (2003). Revisiting Okun's Law: A piecewise-linear approach. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 439-451.
- Duernecker, G. (2008). *Technology adoption, turbulence and the dynamics of unemployment*. (Working Paper European University Institute No. 2008/10).
- Färe, R., Grosskopf, S., & Lovell, C. A. K. (1985). *The measurement of efficiency production*. Boston: Kluwer Academic Publisher.
- Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., & Zhang, Z. (1994). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review*, 84(1), 66-83.
- Freeman, D. (2001). Panel tests of Okun's Law for ten industrial countries. *Economic Inquiry*, 39(4), 511-523.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (7th ed.). Boston: Pearson.
- Guisinger, A. Y., Hernández-Murillo, R., Owyang, M. T., & Sinclair, T. M. (2015). *A state-level analysis of Okun's Law*. (Federal Reserve Bank of St Louis, Working Paper 2015-029P, 40).
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 334-368.
- Harris, R., & Silverstone, B. (2001). Testing for asymmetry in Okun's Law: A cross-country comparison. *Economics Bulletin*, 5, 1-13.
- Herwartz, H., & Niebuhr, A. (2011). Growth, unemployment and labour market institutions: Evidence from a cross-section of EU regions. *Applied Economics*, 43, 4663-4676.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16.
- Hoon, H. T., Ho, K. W. (2007). *Distance to frontier and the big swings of the unemployment rate. What room is left for monetary policy?*. (Kiel Working Paper No. 1347).
- Huang, H. C., & Lin, S. C. (2008). Smooth-time-varying Okun's coefficient. *Economic Modelling*, 25, 363-375.
- IMF. (2010). Unemployment dynamics during recessions and recoveries: Okun's Law and beyond. In *World Economic Outlook: Rebalancing growth* (chapitre 3). Washington: IMF.
- Jorgenson, D. W., & Stiroh, K. J. (2000). *Raising the speed limit: US economic Growth in the information age*. (OECD Economic Department Working Papers, No. 261, 78).
- Kaufman, R. T. (1988). An international comparison of Okun's Laws. *Journal of Comparative Economics*, 12(2), 82-203.
- Knotek, E. (2007). How useful is Okun's Law?. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 73-103.

- Lee, J. (2000). The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 331-356.
- Malley, J., & Molana, H. (2008). Output, unemployment and Okun's Law: Some evidence from the G7. *Economic Letters*, 101, 113-115.
- Moosa, I. A. (1997). A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24, 335-356.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. In *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section* (98-104). Washington, DC: American Statistical Association.
- Oliner, S. D., & Sichel, D. E. (2000). The resurgence of growth in the late 1990s: Is information technology the story?. *Federal Reserve Bank of San Francisco*, 1-48.
- Owyang, M. T., Sekhposyan, T., & Vermann, K. (2013, October 1). Output and unemployment. How do they relate today?. *The Regional Economist*, 5-9.
- Silvapulle, P., Moosa, I. A., & Silvapulle, M. J. (2004). Asymmetry in Okun's Law. *Canadian Journal of Economics*, 37, 353-374.
- Tavera, C., & Perman, R. (2005). A cross country analysis of the Okun's Law coefficient convergence in Europe. *Applied Economics*, 37, 2501-2513.
- Van Ark, B. V., Inklaar, R., & McGuckin, R. (2002). *Changing gear: Productivity, ICT and services*. Groningen Growth and Development Center, Research Memorandum GD-60, 1-79.
- Vandenbussche, J., Aghion, P., & Meghir, C. (2006). Growth, distance to frontier and composition of human capital. *Journal of Economic Growth*, 11(2), 97-127.
- Villaverde, J., & Maza, A. (2009). The robustness of Okun's Law in Spain, 1980-2004: Regional evidence. *Journal of Policy Modelling*, 31(2), 289-297.
- Virén, M. (2001). The Okun curve is non-linear. *Economics Letters*, 70, 253-257.
- Weber, C. E. (1995). Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient: A new approach. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 433-445.

Alain REDSLOB

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

Dr Claudio RUFF ESCOBAR

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61^e Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl

Le « guide de soumission » est disponible auprès de la revue ou sur le site officiel de l'AIELF : <http://www.aielf.org>

